

社会资本对家庭“因病致贫”有显著减缓作用吗？ ——基于大病冲击下的微观经验证据

李 华, 李志鹏

(上海财经大学 公共经济与管理学院, 上海 200433)

摘要: 文章在理论假说基础上, 利用2013年CHARLS数据, 采用Probit和工具变量模型, 实证检验了多维社会资本在大病冲击下是否仍能起到显著减缓贫困的作用。结果表明: 在没有大病冲击时, 社会资本均可以起到显著的减贫作用。但大病冲击前后, 社会资本对贫困发生率的影响结果存在差异。社会资本降低贫困发生率的结果为: 个人社会活动每增加0.1分, 其大病冲击前后的贫困率分别降低5.1%和7.5%; 每增加1个社区活动场所, 大病冲击前后的贫困率可分别降低0.71%和1.63%; 亲友经济往来金额每增加50%, 大病冲击前后的贫困率可分别降低11.9%和3.9%; 家庭照料不受大病冲击的影响, 且有被减弱的可能性; 家庭借贷减贫作用始终不显著。即社会资本对家庭因病致贫具有显著减缓作用, 与不同社会经济状况人群交往的“桥型”社会资本比家庭亲友内部交往的“结型”社会资本的减贫作用更强。文章为重视培育以家庭为主体的社会资本, 发挥其非正式制度治理因病致贫的作用提供了微观经验证据。

关键词: 社会资本; 因病致贫; 大病冲击

中图分类号: F062.6; F113.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2018)06-0077-17

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2018.06.006

一、引言

世界上绝大多数发达国家通过建立全民基本免费的国家卫生服务制度或者保险范围广泛的社会医疗保险制度、商业医疗保险体制下的贫困人口医疗救助制度模式, 从根本上解决了医疗弱势群体的医疗保障问题(申曙光, 2006)。国内学术界关于城乡居民基本医疗保险等政府主体医疗保险减贫效果的研究虽然没能完全取得一致意见, 但是成果颇丰(李华, 2011; 方黎明、乔东平, 2012; 黄薇, 2017; 朱铭来、于新亮等, 2017等)。不过, 关于家庭主体社会资本减缓因病致贫的研究成果则仍较罕见。关于社会资本的内涵, 一种观点认为是成员共同遵守的一套非正式的价值观和行为规范, 包括诚实、互惠和信任(Fukuyama, 1995)。另一种观点认为是指能够通过促进集体行动进而提高社会效率的社会组织特征, 诸如信任、规范、社会网络等(Putman等, 1993)。前者强调信任, 后者更强调社会网络(Beugelsdijk和Schaik, 2005)。学术界虽然没有把家庭社会资本纳入治理健康、贫困的多元主体医疗保障体系, 但已有研究指出, 分析健康、贫困时, 需要从家庭应对疾病风险的策略角度出发, 包含正式制度的医疗保障和医疗服务, 以及非正式制度的家庭社会资本(Russell, 2004)。正式制度的医疗保险在就医过程中对直接的医疗成本进行部分支

收稿日期: 2017-10-03

基金项目: 上海市教委公共管理一级学科博士点培育项目(2014950818); 上海财经大学研究生创新基金项目(CXJJ-2016-399)

作者简介: 李 华(1965—), 女, 吉林四平人, 上海财经大学公共经济与管理学院教授、博士生导师;

李志鹏(1984—), 男, 黑龙江佳木斯人, 上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生。

付,当家庭在应对未被医疗保险完全支付的直接成本和间接成本超出了家庭收入时,更多地依赖非正式制度中社会网络形式的社会资本与社会慈善组织的帮助来解决问题,而后者对保险不足和没有医疗保险的低收入家庭尤为重要,这为我们从社会资本视角研究其对因病致贫的影响提供了可能。

国内外关于社会资本的研究更多关注社会资本是否能起到一般的反贫困作用,主要考察家庭或社区层面的社会网络对家庭贫困状态或福利的影响,而且结论存在分歧(Narayan 和 Pritchett, 1997; Grootaert 和 Swamy, 1999; Maluccio, Haddad 和 May, 2000; 张爽和陆铭等, 2007; Knight 和 Yueh, 2010; 姚毅, 王朝明, 2010; 高虹, 陆铭, 2010)。总之,学术界忽视了家庭社会资本的医疗保障作用。本文的探索是:第一,现有研究多从保障对象视角加以研究,忽视了其他主体医疗保障的作用。本文从多元主体视角出发,探索家庭主体医疗保障的功能和作用。第二,系统研究社会资本对家庭“因病致贫”的减缓作用,为非正规制度路径减缓因病致贫问题提供了经验证据。

具体而言,本文依据能力贫困和赋权增能的反贫困理论,把社会资本纳入影响贫困的因素分析中,在实证研究社会资本减缓贫困作用的基础上,进一步实证检验了大病冲击下社会资本对贫困的减缓作用,即是否显著缓解了因病致贫。为此我们提出如下两个理论假说:

假说 1: 在大病冲击发生时,社会资本能够起到稳健的反贫困作用,即“大病冲击-相互保险-聚沙成塔”。当家庭面临大病冲击的负面影响时,无论是“桥型”社会资本,即家庭从不同阶层或不同经济社会地位人群中获取的社会资本;还是“结型”社会资本,即与家庭从同一社会阶层人群中获取的社会资本,都可以通过信息分享,降低家庭就医和寻求经济救助的信息搜集成本,以及通过社会资本形成社会网络关系对家庭直接提供经济赠与或借贷,缓冲大病冲击的影响。基于社会资本提供帮助的动机可能是利他动机,也可能是利己动机,或者两者兼而有之的动机(Andreoni, 1990),关键因素是基于未来自身面临风险的预期,今天提供帮助行为保证了未来有可能面临风险时对方提供帮助的可能性,以社会资本为纽带,彼此提供保险,共同面对可能遭遇的大病冲击。社会资本不仅能起到一般的反贫困作用,而且在发生大病冲击时,能起到减缓因病致贫的反贫困作用,缓冲大病冲击的影响。于是有如下假说 2。

假说 2: 在大病冲击发生时,社会资本能起到因病致贫的反贫困作用,即“大病冲击-有限承诺-杯水车薪”。当家庭面临大病冲击的负面影响时,没有正式医疗保障制度保护的弱势个体及家庭,一方面难以积累更多的有效社会资本来应对因病致贫所带来的家庭经济危机。另一方面家庭所在村或社区对其提供帮助的行为也不具备约束力,仅出于道德约束而给予帮助,相互保险的非正式机制不具备稳定性,社会资本只能起到有限的反贫困作用。

由些,本文利用 2013 年 CHARLS 数据,采用 Probit 和工具变量模型,实证检验社会资本在大病冲击下是否仍能起到显著减缓贫困的作用。

二、实证模型、变量说明和描述性统计

(一)实证模型和主要变量

因病致贫是由于内在健康需求引发对医疗服务需求而产生高额医疗费用引致的家庭经济风险,根据 Grossman(1972)健康需求理论的扩展模型,^①因病致贫也必然受到来自个人、家庭和公共政策的影响,我们以此为基础构建了大病冲击下社会资本反贫困的 Probit 模型,具体实证分析模型为:

^①Leibowitz(2004)对 Grossman(1972)健康需求理论模型进行了扩展。

$$P(P_i = 1) = \Phi(\beta_1 SC_i + \beta_2 HS_{ij} + \beta_3 SC_i \times HS_{ij} + \beta_4 X_i + \beta_5 F_{ij} + \beta_6 C_{ijk} + \varepsilon_i) \quad (1)$$

其中:下标 i 表示第 i 个受访者个人, j 表示第 j 个家庭, k 表示受访者所在村或社区。被解释变量 P_i 代表贫困发生率, 关键解释变量 SC_i 代表社会资本, HS_{ij} 代表大病冲击, $SC_i \times HS_{ij}$ 代表两者的交互项。 X_i 、 F_{ij} 和 C_{ijk} 分别代表个人层面、家庭层面和社区层面特征的控制变量, ε_i 代表随机误差项。

被解释变量(P_i)是虚拟变量,使用世界银行公布的每人每天 1.25 美元的贫困标准,^①根据国家统计局公布的汇率折算,确定我国贫困线为每人每年 2 825 元。将个人所在家庭人均收入低于贫困线定义为 1, 否则为 0。

SC_i 代表关键解释变量社会资本。我们从个人、家庭和社区三个层面分别构建了社会资本指标体系。(1)个人层面社会资本。将 *CHARLS* 问卷中“您过去一个月是否进行了下列社交活动?”(包含 10 项个体参与社会活动),^②如果参与一项活动,则记为 1, 否则为 0, 累计得分情况代表个体参与社会活动的程度(薛新东、刘国恩, 2012)。社会活动促进个体及其家庭实现社会参与, 在社会经济活动交往中形成社会网络维度的社会资本。(2)家庭层面社会资本。一是亲友的经济往来。借鉴周广肃、樊纲和申广军(2014)的研究,将“过去一年受访者与不住在一起的父母/配偶的父母/孩子/孙子女/兄弟姐妹/亲戚朋友的经济往来”,即家庭与亲友之间经济往来过程形成的经济支出与经济收入加总后取对数。因正式保险和融资借贷机制的缺失,亲友之间的经济往来可能提供了缓冲外部经济风险的非正式保险机制。二是家庭照料。将“过去一年您或您配偶需要花多少时间照料您的孙子女/父母(包括:岳父岳母和公公婆婆)”^③加总起来取对数。在家庭中对家庭成员提供照料会形成更为紧密的家庭关系,当遇到外部经济冲击时,家庭成员之间更有可能提供经济帮助。三是家庭借贷。将“尚未还清的个人间借款总额是多少?”中个体和其配偶的加总取对数,作为家庭借贷对应的社会资本指标。当家庭由于经济困难和遇到突发事件,会寻求向外部借贷来缓冲影响,但是借贷本身也有可能存在进一步使家庭陷入困境的可能性,其作用更需进一步的检验。(3)社区层面社会资本。参考孙博文、李雪松和伍新木(2016)的做法,将 *CHARLS* 问卷中“你们村/社区有下列机构或者活动场所吗?”^④所包含的社区活动场所数量进行加总。村和社区所包含的活动场所正是地理上居民亲密互动、参与和促进集体行动的重要场所,同时也是非正式组织社会活动的空间载体。

大病冲击变量(HS_{ij})是关键解释变量,同时也是虚拟变量。学术界有不同的界定,高梦滔、姚洋(2005)将“大病冲击”定义为“住院治疗(哪怕仅一天)或者合计花费在 5 000 元以上的疾病”。周钦、臧文斌和刘国恩(2013)将灾难性医疗支出定义为“自付住院费用支出占家庭年总支出的比重达到 40%”。世界卫生组织 *WHO*(2010)将家庭灾难性支出定义为家庭接受医疗卫生服务产生的费用超出家庭实际支付能力(家庭总收入减去食品类的生活必需支出)的 40%。家庭医疗卫生支出超过非食品支出的 50% 即为“因病致贫”(世界卫生组织 *WHO*, 2000)。国家卫计委组织的

①2015 年世界银行公布的贫困线为每人每天 2 美元,考虑到所使用的数据是 2013 年 *CHARLS* 数据,所以采用之前公布的每人每天公布 1.25 美元,经过换算与现在国家规定的“2010 年人均收入 2 300 元”比较接近。在下文中我们将采用国家规定的贫困线进行稳健性检验。

② 社交活动包括:1 串门、跟朋友交往;2 打麻将、下棋、打牌、去社区活动室;3 无偿向您不住在一起的亲人、朋友或邻居提供帮助;4 去公园或其他场所跳舞、健身、练气功等;5 参加社团组织活动;6 志愿者活动或慈善活动;7 无偿照顾与您不住在一起的病人或参与者;8 上学或者参加培训课程;9 炒股(基金以及其他金融证券);10 上网;11 其他社交活动;12 以上均没有。在计算社交活动得分时,本文没有考虑第 9、10 两项。

③ 所提供的照料包括,家务劳动、做饭、洗衣、外出、购物和财务管理。

④ 具体包括:篮球场、游泳池、露天健身器材、乒乓球桌、棋牌活动室、乒乓球室、书画协会、舞蹈队或者其他锻炼队、协助老弱病残的组织、就业服务中心、老年活动中心、老年协会、养老院、其他娱乐设施。

农村贫困人口大病专项救治以病种界定。^①在此,我们将受访者所在家庭当年的医疗支出超过当年家庭收入的 50% 定义为“大病冲击”,取值为 1,反之则取值为 0。 $SC_i \times HS_j$ 代表社会资本与大病冲击的交互项,反映大病冲击时社会资本的缓冲作用,即社会资本对因病致贫的缓解作用。

为尽可能减少遗漏变量问题,我们根据已有社会资本与贫困、健康关系研究(张爽和陆铭等,2007;薛新东、刘国恩,2012;周广肃、樊纲和申广军,2014),分别在个体、家庭和社区三个层面选取不同控制变量,以便对大病冲击下社会资本的减贫困作用进行准确估计。 X_i 代表个人层面的人口统计特征,包括是否拥有医疗保险、年龄、受教育程度、婚姻状态、性别、党员身份、是否少数民族、自评健康和户籍状态。为准确估计大病冲击时社会资本的减贫作用,我们重点控制了医疗保险的作用。在家庭应对医疗经济风险时,医疗保险代表正式制度的应对策略,而社会资本则代表非正式制度的应对策略。本文的医疗保险包含多种保险,可能存在内生性问题,如参保者社会经济地位更高时,拥有报销比例较高的医疗保险的可能性更大,但因研究重点在于社会资本的反贫困效应,医疗保险只是作为控制变量,暂不处理其内生性问题。根据 CHARLS2013 问卷设计和数据构成,医疗保险包含三大基本医疗保险在内的社会医疗保险和单位或个人购买的商业医疗保险,以基本医疗保险为主。^②我国 2012 年部分地区开始推行的城乡居民大病保险,是基本医疗保险的延伸,但 2013 年的调查数据库并没有单独列出,难以单独控制。受教育程度反映个人能力,可减轻由于遗漏个人能力带来的偏误。健康状态很有可能是社会资本与贫困发生率的“中介”,控制自评健康可以进一步减轻社会资本与贫困发生率的双向因果关系。城乡差异分割需要通过户籍变量控制,以往的研究表明党员身份和少数民族身份能够对社会资本获取和贫困状态产生一定影响。

借鉴以往研究(高虹、陆铭,2010),我们选取相关变量,控制了家庭层面和社区层面的特征。 F_{ij} 代表家庭层面的特征,包括家庭抚养比。 C_{ijk} 代表村/社区层面的特征,包括:村/社区的医疗机构数量、村/社区是否实施了最低生活保障政策、是否实施了农业补贴政策、是否通了柏油路/水泥路、是否有下水道系统。回归中引入省级层面的地区虚拟变量,以控制省级层面的固定效应。解释变量的详细说明见表 1 所示。

表 1 变量说明

	变量名称	变量描述
关键解释变量	社会资本	1. 社会活动:个体参与各项社会活动的得分加总。 2. 亲友经济往来:与亲友之间的经济往来加总后取对数。 3. 家庭照料:个体和配偶对孙子女和父母提供的照料时间加总取对数。 4. 家庭借贷:个体和配偶未还清借款之和取对数。 5. 村/社区活动场所数:将所有村/社区活动场所加总。
	大病冲击	是否发生了大病冲击,当年家庭医疗支出超过当年家庭收入的 50%(大于 50% 取值为 1,否则取值为 0)。
	交互项	社会资本与大病冲击的交互项。
个人层面控制变量	医疗保险	是否拥有医疗保险:“有医疗保险”取值为 1,“没有医疗保险”取值为 0。
	年龄	年龄。
	年龄的平方	年龄的平方项。

① 目前对罹患儿童先天性心脏房间隔缺损、儿童先天性心脏室间隔缺损、儿童急性淋巴细胞白血病、儿童急性早幼粒细胞白血病、食管癌、胃癌、结肠癌、直肠癌、终末期肾病的 9 种大病进行救治。

② CHARLS 问卷中有关医疗保险的问题是“您本人目前是否参加了以下的医疗保险?(可多选)”,具体的选项包括:1 城镇职工医疗保险(医保),2 城镇居民医疗保险,3 新型农村合作医疗保险(合作医疗),4 城乡居民医疗保险(合并城镇居民和新型农村合作医疗保险),5 公费医疗,6 医疗救助,7 商业医疗保险:单位购买,8 商业医疗保险:个人购买,9 城镇无业居民大病医疗保险,10 其他医疗保险。

续表 1 变量说明

	变量名称	变量描述
个人层面控制变量	教育	受教育年限: 未受过教育 1.5 年; 未读完小学但能读写 3 年; 私塾或小学毕业 6 年; 初中毕业 9 年; 高中或中专毕业 12 年; 大专业业 15 年; 本科毕业 16 年; 硕士毕业 18.5 年; 博士毕业 22 年。
	婚姻	是否已婚: “已婚”取值为 1, “其他”取值为 0。
	性别	是否女性: “女性”取值为 1, “男性”取值为 0。
	党员	是否党员: “党员”取值为 1, “其他”取值为 0。
	少数民族	是否少数民族: “少数民族”取值为 1, “其他”取值为 0。
	自评健康	是否健康: 自评健康“极好/很好/好”取值为 1, “一般/不好/很不好”取值为 0。
	户籍	是否为农村户籍: “农村户籍”取值为 1, “非农村户籍”取值为 0。
家庭层面控制变量	家庭抚养比	家中人口负担比, 15 岁以下儿童数与 65 岁以上老人数之和除以家户的总人数。
村/社区层面控制变量	医疗机构数量	村/社区有多少家医疗机构。
	低保	村/社区是否实施了最低生活保障: “实施”取值为 1, “没有实施”取值为 0。
	农业补贴	村/社区是否实施了农业补贴: “实施”取值为 1, “没有实施”取值为 0。
	柏油路/水泥路	村/社区是否通了柏油路/水泥路: “通路”取值为 1, “没有通路”取值为 0。
	下水道系统	村/社区是否有下水道系统: “有”取值为 1, “没有”取值为 0。

模型中的 β_1 代表社会资本对贫困发生率的影响程度。首先关注 β_1 的符号和显著性水平, 以往的经验研究表明社会资本具有一定的减贫效应, 因此我们预期 β_1 的符号显著为负。 β_2 代表大病冲击对贫困发生率的影响, 大病冲击改变个体及其所在家庭的预算约束, 将更多经济资源应对医疗费用支出上, 增加把家庭消费支出降低到贫困线以下的可能性, 因此我们预期 β_2 的符号显著为正。 β_3 代表社会资本与大病冲击之间的交互项, β_3 符号会因为不同层面社会资本发挥的作用不同而导致其符号和显著性会有不同表现。

(二)数据来源和描述性统计

本文运用来自北京大学国家发展研究院中国经济研究中心主持的中国健康与养老追踪调查数据(简称 CHARLS)。该数据调查范围为全国 28 个省(市、自治区), 覆盖 150 个县级单位, 450 个村级单位, 约 1 万户家庭中的 1.7 万人。研究中, 我们克服了 2013 年追踪调查数据缺少社区数据的局限, 假设 2011 年和 2013 年两年间社区特征没有发生变化, 与 CHARLS2011 年基线调查的社区数据进行了匹配。CHARLS 数据样本集中于 45 岁及以上的中老年人, 虽然不能推广到其他年龄段, 但它是与社会资本、贫困发生率、健康需求、医疗保险覆盖和服务利用等关键变量相关的重点人群, 不影响分析结果。

直观地看, 贫困人口所拥有的不同层面的社会资本都要显著低于非贫困人口, 其中家庭借贷水平、是否拥有医疗保险的差别不大, 但贫困人口更容易发生大病冲击。在个人特征方面, 贫困人口的年龄更高, 平均受教育程度更低, 更有可能是未婚、女性、少数民族、农村户籍、非党员, 健康状态相比于非贫困人口更差。家庭特征方面, 贫困人口的家庭抚养负担要比非贫困人口更重。村或社区特征方面, 贫困人口所在的村或社区拥有更少的医疗机构、实行最低生活保障制度和农业补贴的可能性更低, 而非贫困人口所在地区则更有可能通了柏油路或水泥路和下水道系统。

表 2 社会资本及其控制变量与贫困的描述性统计分析

变量	贫困(N=7 685)		非贫困(10 950)		T 值
	均值	标准差	均值	标准差	
社会活动	0.722	0.876	1.067	1.118	21.1933***
亲友经济往来	7.011	2.981	7.375	3.056	8.0406***

续表 2 社会资本及其控制变量与贫困的描述性统计分析

变量	贫困(N=7 685)		非贫困(10 950)		T 值
	均值	标准差	均值	标准差	
家庭照料	3.387	3.942	4.071	3.912	10.5829***
家庭借贷	2.074	4.040	2.263	4.263	3.0269***
村/社区活动场所数	2.544	2.987	4.288	3.766	33.6329***
大病冲击	0.643	0.479	0.130	0.336	-84.9005***
医疗保险	0.951	0.216	0.964	0.187	4.2375***
年龄	61.94	10.62	58.49	9.697	-22.6940***
教育	4.525	3.234	6.626	3.990	36.8051***
婚姻	0.824	0.381	0.900	0.300	15.2208***
性别	0.534	0.499	0.516	0.500	-2.4446**
党员	0.0723	0.259	0.133	0.340	13.1868***
少数民族	0.0830	0.276	0.0723	0.259	-2.6792***
自评健康	0.204	0.403	0.266	0.442	9.7000***
户籍	0.927	0.260	0.667	0.471	-43.8647***
家庭抚养比	0.830	0.951	0.572	0.813	-19.8897***
家庭收入	2 550	3 629	50 531	58 060	72.3439***
村/社区医疗机构数	1.956	2.352	2.313	3.018	8.7162***
低保	0.798	0.402	0.829	0.377	5.3454***
农业补贴	0.967	0.178	0.948	0.222	-5.6244***
柏油路/水泥路	0.568	0.495	0.748	0.434	25.5500***
下水道系统	0.182	0.386	0.423	0.494	35.6593***

注: T 值代表对贫困人口和非贫困人口之间的变量之间差异的统计显著性检验结果,***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

三、大病冲击下社会资本的减贫效应结果

(一)社会资本、贫困及其其他变量间相互影响的处理

根据相关研究,社会资本的内生性问题主要来源于遗漏变量问题(Durlauf 和 Fafchamps, 2005; 薛新东、刘国恩, 2012)和双向因果关系(张爽和陆铭等, 2007; 周广肃、樊纲和申广军, 2014), 而社会资本的内生也将导致其与大病冲击交互项的内生性问题。(1)遗漏变量。大病冲击下的社会资本反贫困模型可能遗漏个人能力变量, 一般来说能力越高个人通过社会经济交往积累的社会资本就会越多, 个人能力与社会资本正相关。衡量个人能力的重要方面是教育, 随着教育人力资本的积累, 就越有可能积累更多的社会资本。为此, 实证分析中, 主要通过引入受教育年限变量加以控制, 因为受教育程度刻画了个人能力与社会资本相关的主要方面。还有可能产生潜在遗漏变量的来源是地区间的文化差异, 有些地区可能更加注重亲友之间的纽带联系, 而有的地区则更强调个人及其家庭的独立性。因此, 实证分析中控制了省级固定效应。本文虽然已经尽可能控制了产生内生性的遗漏变量, 但依然还会由于数据的限制, 没有控制更多的变量而可能产生潜在的内生性问题。(2)双向因果关系。贫困与社会资本之间存在联立性, 一方面两者可以直接地相互影响, 社会资本可以起到降低贫困发生率的作用, 同时贫困人口由于自身的处境难以建立起有效的社会资本。另一方面两者之间可以通过健康作为中介产生间接的相互影响, 这是因为社会资本与健康之间存在相互影响关系, 而健康与贫困之间也存在双向交互影响。为此, 我们通过控制“自评健康”来尽可能减轻以健康作为中介的间接双向因果关系, 但是仍然不能排除贫困与社会资本之间可能存在的直接相互影响关系。

解决内生性问题的有效办法是寻找工具变量。借鉴以往研究,我们将家庭所在村或社区内部其他居民拥有社会资本的平均值作为工具变量。为了解决交互项的内生性问题,将村或社区内部其他居民拥有社会资本的平均值与大病冲击的乘积项作为交互项的工具变量。有效工具变量需要满足两个要求:(1)工具相关性 $Cov(Z_i, SC_i) \neq 0$ 。社会资本在社区层面存在一定的外部性,社会交往、亲友经济往来、家庭照料和家庭借贷都是以一定的信任关系为基础,社会资本促进信息分享从而降低交易成本,具有公共物品属性。因此,社区其他居民的社会资本水平会对家庭社会资本产生影响。(2)工具外生性 $Cov(Z_i, \varepsilon_i) = 0$ 。很多文献都采用社区内部其他人行为变量的均值作为个人行为的工具变量,并验证了这类工具变量的有效性(高虹、陆铭, 2010; Rozelle 等, 1999)。本文选取居民所在村或社区的其他居民平均拥有社会资本作为工具变量,这不会直接影响居民家庭的贫困状态,工具外生性条件成立。

(二)大病冲击下社会资本减贫效应的实证结果

根据 *Wald* 内生性检验的结果,社会活动、亲友经济往来、家庭照料均拒绝了不存在内生的原假设,依据工具变量 *IVProbit* 模型结果加以分析;家庭借贷和社区活动场所^①依据 *Probit* 模型解释。如果工具变量与内生解释变量的相关性很低,就会引起弱工具变量问题。*Stock*、*Wright* 和 *Yogo*(2002)给出了针对两阶段估计 *F* 值超过 10 是可靠的经验准则,以此为据,社会活动、亲友经济往来、家庭照料均通过了第一阶段的弱工具检验。^②

Probit 模型估计结果显示,社会资本的系数均为负值,其中个人社会活动、亲友经济往来和社区活动场所均在 1% 水平上显著,家庭照料在 5% 水平上显著,只有家庭借贷不显著。总体而言,在没有大病冲击时社会资本均可以起到显著的减贫作用。大病冲击对家庭贫困的影响均在 1% 水平上显著,系数较大。但是,社会活动和大病冲击的交互项系数符号为负,且不显著;而社区活动场所的交互项系数则显著;亲友经济往来和家庭照料的交互项系数符号均为正且不显著。说明当家庭面临大病冲击时,亲友经济往来和家庭照料所代表的社会资本的反贫困作用被削弱了。家庭借贷本身及其交互项不显著,其系数很小。说明家庭借贷社会资本无论发生大病冲击与否都不能起到减贫作用。

表 3 大病冲击下社会资本减贫效应结果 (*Probit* 模型)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
社会资本	-0.0248*** (0.007)	-0.0061*** (0.002)	-0.0044** (0.002)	-0.0016 (0.001)	-0.0071*** (0.003)
交互项	-0.0002 (0.012)	0.0041 (0.004)	0.0025 (0.003)	-9.81e-07 (6.00e-07)	-0.0092** (0.004)
大病冲击	0.5816*** (0.015)	0.5589*** (0.029)	0.5967*** (0.017)	0.5936*** (0.011)	0.6124*** (0.015)
医疗保险	-0.1099*** (0.029)	-0.1091*** (0.029)	-0.0904*** (0.033)	-0.1144*** (0.029)	-0.1089*** (0.029)

① 家庭借贷没有拒绝不存在内生性的原假设。结合以往的研究(孙博文、李雪松和伍新木, 2016), 社会活动场所会对个人和家庭的贫困状态产生影响, 比如通过社会场所促进了社会交往形成的社会资本, 提供了一定的经济社会资源, 缓解了外部经济因素冲击的影响, 从而实现“赋权增能”。但是反过来并不成立, 即个人所在家庭的贫困状态不会影响社区活动场所。因此, 估计社区活动场所数量代表的社会资本在大病冲击下的减贫效用, 我们采用 *Probit* 模型。

② 在控制其他变量不变的条件下, 两个工具变量对社会活动的联合显著性 *F* 值为 180.84, 对交互项影响的 *F* 值为 311.39。两个工具变量对亲友经济往来的联合显著性 *F* 值为 47.85, 对交互项影响的 *F* 值为 109.91。两个工具变量对家庭照料的联合显著性 *F* 值为 34.01, 对交互项影响的 *F* 值为 105.79。

续表3 大病冲击下社会资本减贫效应结果 (Probit模型)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
年龄	0.0208*** (0.006)	0.0176*** (0.006)	0.0235*** (0.006)	0.0162*** (0.006)	0.0166*** (0.006)
年龄的平方	-0.0001*** (0.000)	-0.0001** (0.000)	-0.0002*** (0.000)	-0.0001** (0.000)	-0.0001** (0.000)
教育	-0.0103*** (0.002)	-0.0109*** (0.002)	-0.0115*** (0.002)	-0.0112*** (0.002)	-0.0111*** (0.002)
婚姻	-0.0503*** (0.018)	-0.0468*** (0.018)	-0.0522** (0.020)	-0.0511*** (0.018)	-0.0520*** (0.018)
性别	-0.0273** (0.011)	-0.0277** (0.011)	-0.0346*** (0.012)	-0.0295*** (0.011)	-0.0292*** (0.011)
党员	-0.0448** (0.021)	-0.0449** (0.020)	-0.0497** (0.022)	-0.0470** (0.020)	-0.0487** (0.020)
少数民族	0.0289 (0.023)	0.0252 (0.023)	0.0305 (0.026)	0.0247 (0.023)	0.0223 (0.023)
自评健康	-0.0144 (0.013)	-0.0177 (0.013)	-0.0189 (0.014)	-0.0195 (0.013)	-0.0194 (0.013)
户籍	0.3276*** (0.028)	0.3293*** (0.028)	0.3265*** (0.030)	0.3287*** (0.028)	0.3261*** (0.028)
家庭抚养比	0.0612*** (0.007)	0.0602*** (0.007)	0.0602*** (0.007)	0.0607*** (0.007)	0.0591*** (0.007)
村/社区医疗机构数	-0.0064** (0.003)	-0.0060** (0.003)	-0.0062** (0.003)	-0.0060** (0.003)	-0.0051** (0.003)
低保	-0.0069 (0.014)	-0.0071 (0.013)	0.0080 (0.015)	-0.0075 (0.013)	-0.0060 (0.013)
农业补贴	-0.0391 (0.032)	-0.0366 (0.032)	-0.0405 (0.034)	-0.0382 (0.032)	-0.0305 (0.032)
柏油/水泥路	-0.0736*** (0.012)	-0.0750*** (0.012)	-0.0815*** (0.013)	-0.0741*** (0.012)	-0.0561*** (0.013)
下水道系统	-0.0530*** (0.017)	-0.0552*** (0.017)	-0.0516*** (0.018)	-0.0555*** (0.017)	-0.0359** (0.017)
观测值	12 094	12 488	10 580	12 485	12 460
伪R ²	0.2678	0.2716	0.2798	0.2715	0.2726

注: (1)***, **和*分别表示在1%, 5%和10%水平上显著。(2)括号中为标准误。(3)模型1到模型5的社会资本解释变量依次是个人社会活动、亲友经济往来、家庭照料、家庭借贷和社区活动场所数量。(4)表中系数是均值计算出的边际效应。(5)在表中报告的模型结果中都控制省级地区的虚拟变量, 为了节约篇幅没有报告。

工具变量IVProbit模型估计结果显示, 亲友经济往来变量的系数和交互项的系数分别为-0.2389和0.1609, 且各自在1%和5%的显著水平上显著, 可知大病冲击前后, 亲友经济往来每增加50%, 贫困发生率分别降低11.9%和3.9%,^①说明当大病冲击发生时, 亲友经济往来代表的社会资本的反贫困作用被减弱了。家庭照料系数为负, 交互项系数为正, 后者并不显著, 无论是否发生大病冲击, 提供家庭照料的时间每增加10%, 贫困发生率就会降低1.2%。家庭借贷系数为负,

① 偏效应的计算公式为: $\frac{\partial y}{\partial x} = \frac{\partial p_i}{\partial x_i} = \phi(x\beta) \cdot (\beta_i + \beta_i HS_i)$, $\Delta y = \Delta x \times$ 偏效应。

交互项系数为正,均不显著,且交互项系数较小,经济含义不大。除了交互项系数符号外,家庭借贷的估计结果与 *Probit* 估计结果相类似。

亲友经济往来、家庭照料和家庭借贷都属于“结型”社会资本,是亲友和家庭成员之间的交往,交往人群的社会经济地位接近。影响机制在于:一是亲友的经济往来对大病冲击而言可能是杯水车薪,大病冲击可能仅仅减少了家庭对外的经济支出,并没有增加外部对家庭提供的经济收入与赠与。二是家庭照料是家庭内部的网络关系,个体对家庭成员提供照料会让家庭内部的关系更为紧密,不会随着大病冲击的发生而改变。三是家庭借贷表明通过借贷寻求外部的经济帮助,应该在一定程度上缓冲了外部冲击造成的影响,但民间借贷关系较为复杂和具有不确定性的特征,会使借贷进一步加剧家庭贫困的可能性。因此,借贷本身带来的反贫困效应存在一定的不确定性。根据 *Probit* 模型和工具变量 *IVProbit* 模型的估计结果,“结型”社会资本支持了假说 2,即在大病冲击发生时,社会资本只能起到有限的反贫困作用。

而个人社会活动和社区活动场所两项指标则不同。个人社会活动的系数为-0.508,并且在 1% 的显著水平上显著;交互项系数为-0.2428,并且在 10% 的显著水平上显著。这意味当发生大病冲击时,社会资本作用被加强了。个人社会活动得分每增加 0.1,大病冲击前后,可分别降低 5.1% 和 7.5% 的贫困发生率。社区活动场所自身的系数和交互项系数都为负,分别在 1% 和 5% 的显著水平上显著。估计结果显示:在大病冲击发生前后,每多增加 1 个社区活动场所,可以分别降低 0.71% 和 1.63% 的贫困发生率。可见个人社会活动和社区活动场所作为“桥型”社会资本,在大病冲击时的减贫作用不仅没有被削弱,反而被加强了。

个人社会活动和社区活动场所体现的是个人及家庭与不同社会经济状况的人群进行经济社会交往的行为或载体,据此可以建立起“桥型”社会资本,实现经济和社会资源的“赋权增能”。影响机制在于:一是当时家庭发生大病冲击时,如果个体能够进行社会活动,表明家庭主要负责人(即户主)可能没有出现健康问题,^①大病冲击导致家庭损失收入的机会成本可能不大。二是根据薛新东、刘国恩(2012)的研究,个人社会活动代表的社会资本可以促进健康,从而降低发生大病冲击引发因病致贫的可能性。三是社区活动场所是社区居民社会交往和社会活动的重要空间载体,当家庭发生大病冲击时,通过个人社会活动和社区活动场所提供的社会交往,尤其是其中的信息共享机制,很有可能降低家庭在寻求匹配就医方案和申请经济救助的信息成本。根据 *Probit* 模型和工具变量 *IVProbit* 模型的估计结果,“桥型”社会资本支持了假说 1,即在大病冲击发生时,社会资本能够起到稳健的反贫困作用。

相比于作为非正式应对策略的社会资本,医疗保险作为重要的正式保护机制,起到了显著降低贫困发生率的作用,无论是 *Probit* 模型还是工具变量估计的 *IVProbit* 模型,均显著降低了贫困发生率。虽然医疗保险也可能存在内生性问题,但并非是本文研究的重点,我们主要处理了社会资本的内生性问题。大病冲击挤占了过多的家庭经济资源,限制了家庭消费的预算约束,导致了家庭经济风险,并显著增加了家庭的贫困发生率。户籍变量显著为正,表明农村居民更有可能陷入贫困,这与现阶段我国因病致贫问题主要发生在农村是一致的,也与数据调查期间城乡居民基本医疗保险分立、医保待遇存在差异、农村医疗保障水平相对较低相关。另外,村/社区医疗机构数无论是 *Probit* 模型还是 *IVProbit* 模型估计,均显著降低了贫困发生率,这表明基本医疗卫生服务的可及性对缓解贫困有重要作用。

^① 由于 CHARLS 数据主要针对 45 岁以上我国中老年人及其配偶,这个年龄阶段的人群一般都是家庭的主要负责人或户主。

表 4 大病冲击下社会资本减贫效应结果 (IVProbit 模型)

	(1)	(2)	(3)	(4)
社会资本	-0.5080*** (0.097)	-0.2389*** (0.065)	-0.1209** (0.050)	-0.0442 (0.030)
交互项	-0.2428* (0.139)	0.1609** (0.071)	0.0536 (0.049)	5.14e-06 (6.31e-06)
大病冲击	1.6104*** (0.111)	0.2889 (0.506)	1.2993*** (0.178)	1.4319*** (0.073)
医疗保险	-0.2029*** (0.079)	-0.1553* (0.087)	-0.1925** (0.085)	-0.3068*** (0.073)
年龄	0.0380** (0.015)	0.0646*** (0.017)	0.1242*** (0.039)	0.0297* (0.017)
年龄的平方	-0.0002* (0.000)	-0.0004*** (0.000)	-0.0010*** (0.000)	-0.0002 (0.000)
教育	-0.0064 (0.006)	-0.0131** (0.007)	-0.0275*** (0.005)	-0.0292*** (0.005)
婚姻	-0.1755*** (0.047)	0.0165 (0.062)	-0.1232** (0.051)	-0.1183*** (0.044)
性别	-0.0508* (0.030)	-0.0053 (0.037)	-0.0755** (0.032)	-0.0770*** (0.028)
党员	-0.0238 (0.056)	-0.0565 (0.057)	-0.1179** (0.056)	-0.1219** (0.050)
少数民族	0.0475 (0.062)	0.0217 (0.062)	0.1093 (0.067)	0.0590 (0.058)
自评健康	0.0163 (0.035)	-0.0094 (0.035)	-0.0347 (0.036)	-0.0705** (0.035)
户籍	0.7357*** (0.071)	0.7934*** (0.070)	0.8040*** (0.073)	0.8340*** (0.066)
家庭抚养比	0.1391*** (0.018)	0.1512*** (0.018)	0.2221*** (0.044)	0.1479*** (0.017)
村/社区医疗机构数	-0.0182*** (0.007)	-0.0163** (0.007)	-0.0151** (0.007)	-0.0151** (0.006)
低保	0.0227 (0.037)	0.0144 (0.038)	0.0172 (0.038)	-0.0221 (0.034)
农业补贴	-0.1428* (0.085)	-0.0501 (0.086)	-0.1470 (0.091)	-0.0996 (0.079)
柏油路/水泥路	-0.1642*** (0.034)	-0.2362*** (0.037)	-0.1879*** (0.037)	-0.1898*** (0.032)
下水道系统	-0.1139** (0.045)	-0.1448*** (0.045)	-0.0927* (0.051)	-0.1402*** (0.042)
观测值	12 094	12 488	10 580	12 485
Wald 内生性检验	41.32***	13.73***	5.4*	2.63

注: (1)***, **和*分别表示在 1%, 5% 和 10% 的水平上显著。(2)括号中为标准误。(3)模型 1-4 的社会资本解释变量依次是社会活动、亲友经济往来、家庭照料和家庭借贷。(4)表中系数是由均值计算出的边际效应。(5)表 4 报告的模型结果都控制省级虚拟变量, 限于篇幅此未报告。

(三)不同贫困线标准的稳健性检验

我们借鉴已有研究,通过改变贫困线标准检验估计结果的稳健性(张爽、陆铭和章元,2007)。采用我国国家规定的贫困线“2010年为基期人均纯收入2300元”,同时参考官方资料将其按照价格指数核算,以2013年的2732元,进行*Probit*和*IVprobit*模型估计,结果显示总体上保持稳健性(见表5和表6)。另外,将人均家庭收入采用两端缩尾5%处理,除去潜在可能影响回归结果的异常值,结果仍然保持稳健,限于篇幅不报告结果。

表5 大病冲击下社会资本减贫效应稳健性检验结果(Probit模型)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
社会资本	-0.0248*** (0.007)	-0.0057** (0.002)	-0.0042** (0.002)	-0.0017 (0.001)	-0.0067** (0.003)
交互项	0.0017 (0.012)	0.0040 (0.004)	0.0022 (0.003)	-8.46e-07 (5.93e-07)	-0.0094** (0.004)
大病冲击	0.5774*** (0.015)	0.5565*** (0.029)	0.5966*** (0.017)	0.5902*** (0.011)	0.6100*** (0.015)
医疗保险	-0.1154*** (0.029)	-0.1148*** (0.029)	-0.0957*** (0.033)	-0.1199*** (0.029)	-0.1145*** (0.029)
年龄	0.0201*** (0.006)	0.0170*** (0.006)	0.0229*** (0.006)	0.0157*** (0.006)	0.0161*** (0.006)
年龄的平方	-0.0001*** (0.000)	-0.0001** (0.000)	-0.0001*** (0.000)	-0.0001* (0.000)	-0.0001* (0.000)
教育	-0.0103*** (0.002)	-0.0110*** (0.002)	-0.0115*** (0.002)	-0.0113*** (0.002)	-0.0112*** (0.002)
婚姻	-0.0480*** (0.018)	-0.0450** (0.018)	-0.0534*** (0.020)	-0.0490*** (0.018)	-0.0499*** (0.018)
性别	-0.0263** (0.011)	-0.0266** (0.011)	-0.0341*** (0.012)	-0.0282** (0.011)	-0.0279** (0.011)
党员	-0.0417** (0.020)	-0.0415** (0.020)	-0.0459** (0.022)	-0.0435** (0.020)	-0.0451** (0.020)
少数民族	0.0270 (0.023)	0.0238 (0.023)	0.0274 (0.026)	0.0233 (0.023)	0.0209 (0.023)
自评健康	-0.0124 (0.013)	-0.0161 (0.013)	-0.0181 (0.014)	-0.0179 (0.013)	-0.0177 (0.013)
户籍	0.3209*** (0.028)	0.3225*** (0.028)	0.3203*** (0.030)	0.3220*** (0.028)	0.3194*** (0.028)
家庭抚养比	0.0593*** (0.007)	0.0584*** (0.007)	0.0587*** (0.007)	0.0588*** (0.007)	0.0572*** (0.007)
村/社区医疗机构数	-0.0064** (0.003)	-0.0062** (0.003)	-0.0061** (0.003)	-0.0061** (0.003)	-0.0052** (0.003)
低保	-0.0064 (0.013)	-0.0067 (0.013)	0.0091 (0.015)	-0.0070 (0.013)	-0.0055 (0.013)
农业补贴	-0.0423 (0.032)	-0.0400 (0.032)	-0.0435 (0.033)	-0.0415 (0.032)	-0.0340 (0.032)
柏油路/水泥路	-0.0754*** (0.012)	-0.0762*** (0.012)	-0.0833*** (0.013)	-0.0753*** (0.012)	-0.0579*** (0.013)

续表 5 大病冲击下社会资本减贫效应稳健性检验结果 (Probit 模型)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
下水道系统	-0.0475*** (0.017)	-0.0496*** (0.017)	-0.0481*** (0.018)	-0.0498*** (0.017)	-0.0308* (0.017)
观测值	12 094	12 488	10 580	12 485	12 460
伪 R ²	0.2665	0.2703	0.2792	0.2702	0.2713

注: (1)***, **和*分别表示在 1%, 5% 和 10% 的水平上显著。(2)括号中为标准误。(3)模型 1 到模型 5 的社会资本解释变量依次是社会活动、亲友经济往来、家庭照料、家庭借贷、社区机构和活动场所数量。(4)表中系数是计算出的边际效应。(5)在表中报告的模型结果中都控制省级地区的虚拟变量, 限于篇幅此未予报告。

表 6 大病冲击下社会资本减贫效应的稳健性检验结果 (IV Probit 模型)

	(1)	(2)	(3)	(4)
社会资本	-0.4809*** (0.096)	-0.2154*** (0.064)	-0.1156** (0.050)	-0.0414 (0.030)
交互项	-0.2527* (0.138)	0.1427** (0.070)	0.0547 (0.049)	4.37e-06 (6.23e-06)
大病冲击	1.6150*** (0.110)	0.4185 (0.500)	1.2955*** (0.177)	1.4347*** (0.072)
医疗保险	-0.2204*** (0.078)	-0.1810** (0.086)	-0.2083** (0.085)	-0.3195*** (0.073)
年龄	0.0372** (0.015)	0.0614*** (0.016)	0.1187*** (0.039)	0.0292* (0.017)
年龄的平方	-0.0002* (0.000)	-0.0004*** (0.000)	-0.0009*** (0.000)	-0.0002 (0.000)
教育	-0.0074 (0.006)	-0.0148** (0.007)	-0.0275*** (0.005)	-0.0294*** (0.005)
婚姻	-0.1679*** (0.046)	0.0080 (0.062)	-0.1260** (0.051)	-0.1138*** (0.044)
性别	-0.0492* (0.030)	-0.0086 (0.036)	-0.0751** (0.032)	-0.0735*** (0.028)
党员	-0.0205 (0.056)	-0.0532 (0.056)	-0.1094* (0.056)	-0.1131** (0.050)
少数民族	0.0439 (0.061)	0.0221 (0.062)	0.1013 (0.067)	0.0554 (0.058)
自评健康	0.0186 (0.035)	-0.0090 (0.035)	-0.0335 (0.036)	-0.0648* (0.035)
户籍	0.7250*** (0.071)	0.7812*** (0.069)	0.7900*** (0.072)	0.8171*** (0.066)
家庭抚养比	0.1351*** (0.018)	0.1468*** (0.018)	0.2140*** (0.043)	0.1441*** (0.017)
村/社区医疗机构数	-0.0182*** (0.007)	-0.0165** (0.007)	-0.0149** (0.007)	-0.0154** (0.006)
低保	0.0226 (0.037)	0.0124 (0.037)	0.0201 (0.038)	-0.0205 (0.034)
农业补贴	-0.1498* (0.085)	-0.0621 (0.085)	-0.1522* (0.090)	-0.1078 (0.079)
柏油路/水泥路	-0.1698*** (0.034)	-0.2348*** (0.036)	-0.1938*** (0.037)	-0.1931*** (0.032)

续表 6 大病冲击下社会资本减贫效应的稳健性检验结果 (IV Probit 模型)

	(1)	(2)	(3)	(4)
下水道系统	-0.1017** (0.045)	-0.1305*** (0.044)	-0.0858* (0.050)	-0.1263*** (0.042)
观测值	12 094	12 488	10 580	12 485
Wald 内生性检验	38.63***	11.03***	5.02*	2.16

注: (1)***, **和*分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著。(2)括号中为标准误。(3)模型 1 到模型 4 的社会资本解释变量依次是社会活动、亲友经济往来、家庭照料和家庭借贷。(4)表中系数是计算出的边际效应。(5)在表中报告的模型结果中都控制了省级虚拟变量, 限于篇幅表中并未报告。

四、影响机制分析

社会资本可以帮助家庭获取相应经济资源, 实现对家庭的“增能赋权”, 但是并非所有类别的社会资本的作用都是相同的, 如果把社会资本划分为“结型”社会资本与“桥型”社会资本时, 即如果个体或集体在群体成员身份相似的社会团体内部获取社会资源, 其中相似性来源于他们的社会身份, 比如种族或阶级等, 最终形成的社会资本为“结型”社会资本。个人或集体通过与其他不同种族、阶级或其他社会身份的人的联系而获取的社会资本为“桥型”社会资本(Kawachi 等, 2008)。我们通过考察不同类型社会资本减缓因病致贫作用的差别, 以进一步分析其影响机制。

第一, 个人社会活动和社区层面的社会资本代表“桥型”社会资本, 个人参加更多的社会活动以及社区提供更多的活动场所, 都可促进家庭进行社会交往, 与处于不同阶层的个体和家庭往来。当大病冲击来临时, 社会网络维度的“桥型”社会资本可有效发挥信息分享作用, 这类似于公共物品具有的特征。由于受大病冲击的家庭需要寻求匹配的就医方案、筹集足够的医疗费用和尝试申请相关的救助, 而通过社会活动和社区层面的社会资本则可以有效地促进信息分享, 降低家庭信息搜集的成本, 增进就医匹配性和获取救助的可能性。第二, 家庭亲友经济往来、家庭照料是家庭内部成员之间的互动关系, 由于家庭成员之间的社会经济地位比较相似, 朋友之间经济往来更多地发生在阶层比较相似的人群之间, 所以亲友经济往来和家庭照料这两种社会资本代表了“结型”社会资本。大病冲击发生时, 一方面家庭成员之间掌握的信息都比较接近, 降低信息搜集成本的作用相对有限。另一方面家庭成员之间提供的经济支持及其力度, 在大病冲击发生时是否可靠, 还需要进一步验证。前述家庭借贷反贫困的作用并不显著, 也需要更多的证据。

周广肃、樊纲和申广军, (2014)运用中国家庭动态跟踪调查(CFPS)研究认为, 以亲友之间赠与和借贷形式的社会资本, 帮助难以从正规金融渠道实现借贷融资的家庭缓冲了收入差距对健康造成的影响, 社会资本起到了类似非正式的保险作用。本文研究结果则与此相反, 发现在大病冲击发生的情况下, 亲友经济往来所代表的社会资本缓冲贫困的作用相对有限。我们通过控制相关变量, 将亲友经济往来分为往来三类: 一是总的经济收入和经济支出, 二是亲戚给予的经济收入 and 赠与亲戚的经济支出, 三是朋友给予的经济收入和赠与朋友的经济支出。由此进一步分析大病冲击对不同类别亲友经济往来的相关影响, 并解释其中的影响机制。具体而言就是: 在控制了其他相关变量的情况下, ①分析大病冲击对与亲友之间总的经济收入、经济支出以及与不住在一起但有血缘关系的家庭成员②和没有血缘关系的朋友的经济收入、经济支出的影响。结果显示, 大病冲击显著降低了总体的经济支出, 也同样显著降低了分类后的亲戚、朋友的经济支出。

① 我们估计了控制医疗保险后的结果, 因与前文报告的结果没有差异, 故表 7 不予列示。

② 包括不住在一起的父母/配偶的父母/孩子/孙子女/兄弟姐妹。

但是,当大病冲击发生时,并没有显著增加亲友对家庭的经济收入。可见,亲友经济往来代表的社会资本在大病冲击发生时对家庭提供的经济支撑作用是有限的。见表7所示。

表7 亲友经济往来的影响机制分析 (OLS 模型)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
大病冲击	0.0617 (0.075)	-0.3144*** (0.078)	0.0743 (0.075)	-0.3722*** (0.079)	0.0862 (0.063)	-0.1727** (0.073)
年龄	0.5149*** (0.031)	-0.0056 (0.032)	0.6802*** (0.030)	0.1184*** (0.033)	-0.0998*** (0.025)	-0.0253 (0.029)
年龄的平方	-0.0034*** (0.000)	-0.0006** (0.000)	-0.0046*** (0.000)	-0.0012*** (0.000)	0.0007*** (0.000)	-0.0002 (0.000)
教育	0.0327*** (0.011)	0.1136*** (0.011)	0.0366*** (0.011)	0.1208*** (0.012)	0.0141 (0.009)	0.0584*** (0.011)
婚姻	0.5716*** (0.095)	0.9818*** (0.103)	0.5469*** (0.096)	0.8522*** (0.097)	0.0330 (0.075)	0.5664*** (0.087)
性别	0.2531*** (0.066)	0.3884*** (0.065)	0.2597*** (0.066)	0.3656*** (0.069)	0.0523 (0.054)	0.2034*** (0.064)
党员	0.3246*** (0.113)	0.4134*** (0.118)	0.3634*** (0.114)	0.5493*** (0.125)	0.0749 (0.096)	0.1777 (0.117)
少数民族	-0.3677*** (0.140)	0.0749 (0.135)	-0.4056*** (0.138)	0.2954** (0.139)	0.1360 (0.108)	0.0626 (0.137)
自评健康	0.0637 (0.076)	0.1912** (0.074)	0.0888 (0.075)	0.2735*** (0.080)	-0.0225 (0.061)	0.0056 (0.074)
户籍	0.2657* (0.139)	-0.4754*** (0.139)	0.2166 (0.137)	-0.2846* (0.155)	0.0798 (0.115)	-0.2957** (0.142)
家庭抚养比	0.0689* (0.037)	-0.1688*** (0.039)	0.1138*** (0.037)	-0.2059*** (0.040)	-0.0776** (0.031)	-0.0895** (0.038)
家庭收入	-0.0162 (0.015)	0.1016*** (0.014)	-0.0477*** (0.014)	0.0489*** (0.014)	0.0534*** (0.011)	0.0990*** (0.013)
医疗机构数	0.0327** (0.014)	0.0054 (0.014)	0.0286* (0.015)	0.0156 (0.015)	0.0381*** (0.013)	0.0173 (0.014)
低保	0.2666*** (0.079)	0.1551* (0.079)	0.2615*** (0.079)	0.0945 (0.084)	-0.0314 (0.064)	0.1138 (0.077)
农业补贴	0.4581** (0.193)	-0.0648 (0.191)	0.5622*** (0.192)	0.3437* (0.203)	-0.0774 (0.159)	-0.3741* (0.196)
柏油路/水泥路	-0.3981*** (0.073)	-0.2614*** (0.073)	-0.4110*** (0.073)	-0.0695 (0.078)	-0.0910 (0.061)	-0.1984*** (0.074)
下水道系统	-0.2314** (0.101)	-0.0760 (0.097)	-0.3141*** (0.100)	-0.0379 (0.105)	0.0382 (0.082)	-0.0887 (0.095)
常数项	-15.8819*** (1.277)	5.7243*** (1.364)	-21.6260*** (1.242)	0.8427 (1.375)	2.9154*** (0.796)	0.8747 (0.969)
观测值	12 587	12 585	12 579	12 579	12 519	12 510
R ²	0.107	0.164	0.152	0.084	0.022	0.106
F 值	37.32	67.11	58.77	31.44	15.13	49.77

注: (1)***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。(2)括号中为标准误。(3)表7中的被解释变量,模型1是个体所在家庭从亲友得到经济收入,模型2是给予亲友的经济支出,模型3是从亲戚得到的经济收入,模型4是给予亲戚的经济支出,模型5是从朋友得到的经济收入,模型6是给予朋友的经济支出。

五、结论、政策含义与展望

(一) 研究结论与政策含义

与学术界集中分析正式医疗保险制度对贫困影响的研究不同, 本文从家庭主体视角入手, 在理论假设基础上, 实证分析了作为非正式制度的社会资本在大病冲击时对贫困的减缓作用。将社会资本分为“桥型”社会资本和“结型”社会资本两大类五个变量, 分析不同类型社会资本对因病致贫的减缓作用。实证结果表明, 个人社会活动和社区活动场所代表的“桥型”社会资本能够在家庭发生大病冲击时显著减缓贫困, 这一结论为重视家庭社会资本培育、发挥多方力量共同治理因病致贫这一深度贫困问题提供了经验依据。亲友经济往来、家庭照料和家庭借贷代表的“结型”社会资本并没有在大病冲击发生起到显著的缓冲作用, 这证实了我们的另一假设。

研究结果同时揭示了其他因素对因病致贫的影响: (1) 医疗保险。相比于作为非正式应对策略的社会资本, 医疗保险为家庭提供了应对因医疗费用支出而产生经济风险的正式保护机制, 起到了显著降低贫困发生率的作用。无论是 *Probit* 模型还是工具变量 *IVProbit* 模型的估计结果, 均显示显著降低了贫困发生率。(2) 医疗卫生服务的可及性。村/社区医疗机构数无论是 *Probit* 模型还是 *IVProbit* 模型的估计结果, 均显示显著降低了贫困发生率, 表明基本医疗卫生服务的可及性对缓解贫困具有重要作用, 这为政府加强基层医疗卫生服务体系建设提供了支持。(3) 城乡差别。研究表明农村居民更有可能陷入贫困, 这与现阶段我国因病致贫问题主要发生在农村相一致, 也和数据调查期间城乡居民基本医疗保险分立、医保待遇存在差异和农村医疗保障水平相对较低相关。

健康贫困治理事关经济社会长远发展, 建设多元主体、多支柱的医疗保障体系是世界医疗保障发展的必然趋势。治理因病致贫一方面需要从医疗服务提供的角度, 营造形成良性、有序的就医格局, 抑制医疗服务过度利用和价格虚高导致的医疗费用不合理增长。另一方面需要从医疗服务需求的角度, 不仅建立由政府为主体的基本医疗保障体系、单位和个人购买商业医疗保险的补充医疗保障体系, 还需要构建家庭社会资本, 形成多元主体共同治理“因病致贫”非正规制度, 并使其成为抵御大病冲击下家庭经济风险、治理因病致贫的有效路径之一。从社会资本类别看, 个人社会活动和社区活动场所数量所代表的“桥型”社会资本对因病致贫的减缓作用较为显著, 这为政府和社会加强普遍可及的社区活动场所建设力度、组织更多的居民参加有益的社会活动、进而降低大病冲击的经济风险提供了微观经验证据。同时, 个人和家庭成员也要更多地参加社会活动, 拓展社会交往, 从中获取更多的信息资源、经济支持和精神层面的需求, 预防并减缓因病致贫。因病致贫的影响机制告诉我们, 家庭亲友间互帮互助的经济支持理念非常重要, 在力所能及的条件下, 善于帮助他人不仅仅是一种美德, 还是对自己和家庭将来面临重大经济风险(包括大病风险)冲击的储备性预防机制。

(二) 研究不足和进一步探索的问题

本文分别以国家和我国农村贫困线标准进行了估计和检验, 但未能进一步分析现行更高的国际、国内贫困线标准下的情景; 在分析大病冲击影响的基础上, 还可估计不同程度大病冲击下社会资本的反贫困效果; 为了聚焦研究重点, 并受大病保险政策出台和数据时间等限制, 本文没能估计出不同医疗保险的反贫困效果, 这些都是后续将研究的方向; 另外, 由于社会资本对因病致贫影响效果的研究尚处于探索阶段, 社区活动场所建设和个人社会活动等社会资本对大病冲击下的贫困影响还需要更多的经验证据加以佐证。

主要参考文献:

- [1]方黎明, 乔东平. 城镇医疗保障制度对城镇贫困居民就医经济负担的影响——基于霸州、赤壁和合川城镇贫困家庭调查数据的分析[J]. 财经研究, 2012, (11): 103-113.
- [2]高虹, 陆铭. 社会信任对劳动力流动的影响——中国农村整合型社会资本的作用及其地区差异[J]. 中国农村经济, 2010, (3): 12-24.
- [3]高梦滔, 姚洋. 健康风险冲击对农户收入的影响[J]. 经济研究, 2005, (12): 15-25.
- [4]黄薇. 医保政策精准扶贫效果研究——基于 URBMI 试点评估入户调查数据[J]. 经济研究, 2017, (9): 117-132.
- [5]李华. 新型农村合作医疗制度的效果分析——基于全国 30 省 1451 行政村 14510 户的实地调查[J]. 政治学研究, 2011, (2): 115-123.
- [6]申曙光. 政府责任与医疗弱势群体的医疗保障[J]. 学海, 2006, (1): 39-46.
- [7]孙博文, 李雪松, 伍新木. 社会资本的健康促进效应研究[J]. 中国人口科学, 2016, (6): 98-106.
- [8]薛新东, 刘国恩. 社会资本决定健康状况吗——来自中国健康与养老追踪调查的证据[J]. 财贸经济, 2012, (8): 113-121.
- [9]姚毅, 王朝明. 中国城市贫困发生机制的解读——基于经济增长、人力资本和社会资本的视角[J]. 财贸经济, 2010, (10): 106-113.
- [10]张爽, 陆铭, 章元. 社会资本的作用随市场化进程减弱还是加强?——来自中国农村贫困的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2007, 6(2): 539-560.
- [11]周广肃, 樊纲, 申广军. 收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J]. 管理世界, 2014, (7): 12-21.
- [12]周钦, 臧文斌, 刘国恩. 医疗保障水平与中国家庭的医疗经济风险[J]. 保险研究, 2013, (7): 95-107.
- [13]朱铭来, 于新亮, 王美娇, 等. 中国家庭灾难性医疗支出与大病保险补偿模式评价研究[J]. 经济研究, 2017, (9): 133-149.
- [14]Andreoni J. Impure altruism and donations to public goods: A theory of warm-glow giving[J]. Economic Journal, 1990, 100(401): 464-477.
- [15]Beugelsdijk S, Schaik T V. Social capital and growth in European regions: An empirical test[J]. European Journal of Political Economy, 2005, 21(2): 301-324.
- [16]Durlauf S N, Fafchamps M. Social capital[A] ghion P, Durlauf S N. Handbook of economic growth[J]. Amsterdam Elsevier, 2004, .
- [17]Fukuyama F. Trust: The social virtues and the creation of prosperity[M]. New York: The Free Press, 1995.
- [18]Grootaert C, Oh G, Swamy A. Social capital, household welfare and poverty in Burkina Faso[J]. Policy Research Working Paper, 2002, 11(1): 4-38.
- [19]Grossman M. On the concept of health capital and the demand for health[J]. Journal of Political Economy, 1972, 80(2): 223-255.
- [20]Haddad L, Maluccio J A. Trust, membership in groups, and household welfare: Evidence from KwaZulu-Natal, South Africa[J]. Economic Development & Cultural Change, 2003, 51(3): 573-601.
- [21]Kawachi I, Subramanian S V, Kim D. Social capital and health[M]. New York: Springer, 2008.
- [22]Knight J, Yueh L. The role of social capital in the labour market in China[J]. Economics of Transition, 2010, 16(3): 389-414.
- [23]Leibowitz A A. The demand for health and health concerns after 30 years[J]. Journal of Health Economics, 2004, 23(4): 663-671.
- [24]Narayan D, Pritchett L. Cents and sociability: Household income and social capital in rural Tanzania[J]. Economic De-

- velopment & Cultural Change, 1999, 47(4): 871–897.
- [25] Putnam R D, Leonardi R, Nanetti R Y. Making democracy work: Civic traditions in modern Italy[J]. *Journal of Interdisciplinary History*, 1995, 26(2): 306–308.
- [26] Rozelle S, Taylor J E, Debrauw A. Migration, remittances, and agricultural productivity in China[J]. *The American Economic Review*, 1999, 89(2): 287–291.
- [27] Russel S. The economic burden of illness for households in developing countries: A review of studies focusing on malaria, tuberculosis, and human immunodeficiency virus/acquired immunodeficiency syndrome[J]. *The American Society of Tropical Medicine and Hygiene*, 2004, 71(2): 147–155.
- [28] Stock J H, Wright J H, Yogo M. A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2002, 20(4): 518–529.
- [29] The World Health Organization. Health systems: Improving performance[R]. *World Health Report*, Geneva, 2000.

Can Social Capital Slow Down the Family’s “Poverty Caused by Illness”? ——Microcosmic Empirical Evidence Based on Health Shock

Li Hua, Li Zhipeng

(School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Summary: The problem of poverty caused by illness in China is very serious, but the research on the role of anti-poverty effect of family social capital has not been paid much attention to. On the basis of theoretical hypotheses, and by using the 2013 CHARLS data, and the Probit model and IVProbit model, we empirically test whether the multidimensional social capital can still significantly play a role of anti-poverty effect under health shock. Our empirical results show that social capital can play a significant role of anti-poverty effect no matter what kind of health shock happens. Each increase of personal social activities by 0.1 points makes the poverty incidence reduce before and after health shock by 5.1% and 7.5% respectively. Each increase of one community activity place makes the poverty incidence reduce before and after health shock by 0.71% and 1.63% respectively. Each increase of the amount of economic transactions among relatives and friends by 50% makes the poverty incidence reduce before and after health shock by 11.9% and 3.9% respectively. The role of anti-poverty effect of providing family care time is not affected by health shock, but there is a possibility that the effect is weakened. The role of anti-poverty effect of family lending has always been not significant. Social capital has a significant effect on family poverty caused by illness alleviation. The role of anti-poverty effect of the bridge type social capital which is built by associating with people in different social and economic conditions is stronger than that of the bound type social capital which is built by associating with family and friends in the same social and economic condition. Our research provides microcosmic empirical evidence for paying attention to the family subject social capital and giving play to the role of family's informal institutional governance poverty caused by illness.

Key words: social capital; poverty caused by illness; health shock

(责任编辑 许 柏)